



## Sınıf Yönetimi Stilleri Ölçeği'nin Psikometrik Özelliklerinin İncelenmesi<sup>1</sup>

### Investigating the Psychometric Characteristics of Classroom Management Styles Scale

*Sümer AKTAN<sup>a</sup>, Fahri SEZER<sup>a</sup>*

*<sup>a</sup>Balikesir Universitesi Necatibey Eğitim Fakültesi, Eğitim Bilimleri Bölümü, Psikolojik Danışmanlık ve Rehberlik ABD*

#### Öz

Bu araştırmanın amacı öğretmenlerin sınıf yönetimi stillerini belirlemek için geliştirilen Sınıf Yönetimi Stilleri Ölçeği'nin (SYSÖ) Türkçeye uyarlanmasını yapmaktır. Uygun örnekleme yöntemi ile belirlenen Millî Eğitim Bakanlığında farklı kurumlarda ve branşlarda olan toplam 306 öğretmen katılmıştır. Araştırma kapsamında ölçme aracı Türkçeye çevrilerek psikometrik özellikleri incelenmiştir. Ölçme aracının yapı geçerliliği Açımlayıcı Faktör Analizi (AFA) ve Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) ile gerçekleştirilmiştir. Faktör analizi öncesinde, analiz için gerekli olan eksik, hatalı değerler, normallik varsayımları test edilmiştir. Elde edilen bulgulara göre DFA ile test edilen 12 maddelik ve dört boyutlu ölçeğin yeterli uyum iyiliği indekslerine sahip olduğu görülmüştür. Madde analizleri yapılan ölçeğin maddelerinin yeterli ayırt edicilik gücüne sahip olduğu belirlenmiştir. SYSÖ alt boyutları arasındaki ilişkiler için Pearson Korelasyon Katsayısı, ölçeğin iç tutarlılık katsayısının belirlenmesinde ise Cronbach Alpha katsayısı kullanılmıştır. Ölçeğin iç tutarlılık düzeylerinin alt boyutlar ve genel düzeyde kabul edilebilir aralıklarda olduğu tespit edilmiştir.

#### Abstract

The aim of this study is to adapt Inventory of Classroom Management Style (ICMS), a scale used to determine classroom management style of teachers, into Turkish. 306 teachers, who currently work under Ministry of National Education in Turkey, have participated in the study where appropriate sampling was used. Within the scope of the study, the aforesaid inventory was translated into Turkish and psychometric aspects were investigated. Construct validity of the inventory was determined by Exploratory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA). Any incomplete or inaccurate values as well as normality assumptions required for analysis were tested prior to conducting factor analysis. Based on the findings, it was found that the inventory, containing 12 items and four dimensions, had sufficient goodness of fit indices. Item analysis was performed for the items of the scale and it was found out that the items were capable for sufficient distinctiveness. Pearson correlation coefficient was used for correlations between sub-dimensions of ICMS whereas Cronbach's alpha was used to determine internal consistency (i.e. reliability) of the scale. Internal consistency levels of the scale were found to be within the acceptable limits in terms of sub-dimensions and general level.

#### Anahtar Sözcükler

sınıf yönetimi  
sınıf yönetimi stilleri  
sınıf yönetim stilleri ölçeği  
doğrulayıcı faktör analizi  
ölçek uyarlama

#### Keywords

classroom management  
styles of classroom  
management,  
scale of classroom  
management styles  
confirmatory factor analysis  
scale adaptation

## Extended Abstract

A number of variables affect teaching activities or teaching service provided by teachers to students. When managing the teaching process, teachers are required to take into account all of such variables. The quality of interaction between teachers and students as well as classroom atmosphere are considered to be some of the most significant variables in ensuring that students acquire target behaviors during teaching and learning process. The quality of such interaction between teachers and students, interaction and dialogue atmosphere in the classroom as well as teachers' behaviors towards students during this process in general have an effect on students' interest towards the lesson and their motivation levels as well as having a significant effect on academic achievement of students. In other words, interaction patterns adopted by teachers in the classroom as well as techniques and behaviors that are used in the management and orientation of learning process can be said to have a significant effect on learning process. In this respect, determination of approaches and styles adopted by teachers in the classroom management becomes a crucial subject. Teacher and student interaction as well as teacher behavior while teaching in the classroom can be considered to reflect their classroom management styles. In this context, classroom management style should be considered as a combination of factors critical in effective and efficient orientation of teacher and student interaction as well as teaching and learning process.

Another inventory adapted to Turkish within the context of classroom management is called Inventory of Classroom Management Styles developed by Bosworth (1997). The inventory was adapted from the inventory of parenting styles developed by John T. Santrock into the scope of classroom management by Bosworth. This inventory was later adapted to Turkish by Ekici (2004). The said inventory consists of a total of 12 items and 4 sub-dimensions. This inventory has been currently designed as a 5 point Likert-type scale which makes it easy for providing answers. Data from 306 teachers were collected to determine the validity and reliability of the Turkish version of the inventory. In this study, in which convenience sampling was used, Explanatory Factor Analysis (EFA) and Confirmatory Factor Analysis (CFA) were used for data analysis. Internal consistency of the inventory was determined by Cronbach's alpha. Based on the findings, the inventory consisting of 12 items and 4 sub-dimensions, tested by DFA, was found to have sufficient goodness of fit indices. Item analysis was performed for the items of the inventory and it was found out that the items were capable for sufficient distinctiveness. Pearson Correlation Coefficient was used for correlations between sub-dimensions of ICMS whereas Cronbach's alpha was used to determine internal consistency (i.e. reliability) of the inventory. Internal consistency levels of the inventory were found to be within the acceptable limits in terms of sub-dimensions and in general.

Following evaluation of its linguistic equivalence, the reliability of the inventory was examined, and then EFA and CFA were performed for validity. Internal consistency of the scores from the inventory was determined by Cronbach's alpha. It was found that the sub-dimensions of the inventory varied between .69 and .71 whereas alpha coefficient in general was found to be .82. Spearman-Brown coefficient was also calculated. Spearman-Brown split-half reliability was found to be .72. In the study by Ekici (2004), it was reported that reliability coefficient between the sub-dimensions varied between .78 and .84 whereas internal consistency coefficient in general was .87. In another study conducted by Kurt (2013), the inventory adapted by Ekici was used and internal consistency of the inventory was reported to be .87. Ekici, Aluçdibi and Öztürk (2012) reported that the internal consistency coefficient of the inventory in general was .68. Compared to reliability levels of previous studies, internal consistency of the scores was found to be approximate to one another.

The only study on the construct validity of the inventory was conducted by Akman and Umay (2007). In the study, the inventory was found as five factor but no finding was reported on item analysis. An analysis of the construct validity in terms of item distinctiveness and CFA would contribute to development of the inventory in terms of quality. Therefore, the construct validity of the inventory was examined by Exploratory Factor Analysis (EFA) followed by Confirmatory Factor Analysis (CFA) to test the compatibility of the model. EFA results indicated that 12-item inventory included four factors whereas factor loads varied between .760 and .865, and the total variance was 66.68%. Considering that factor loads were high and total variance was above the mean value, the construct validity of the inventory was found to be satisfactory. CFA analysis results indicated that factor loads were high and error variances were low. Fit indices indicate perfect compatibility.  $R^2$  values, indicating the rate which accounts for implicit variables of the observed variables, were also calculated. When the values were compared to  $R^2 > .49$  proposed by Bollen (1989), it was found that six items were under this value. However, decision was made to include these items considering the item analysis results as well as EFA and CFA values. As the inventory consists of a small number of items and providing answers is easy, it can be used efficiently in studies on classroom management.

## 1. Giriş

Öğrenci başarısı günümüzde hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için temel bir sorun olmaya devam etmektedir (Belsonve Husted, 2015; Hanushek, Kain, Markman ve Rivkin, 2003; Koellner, Karen ve Jacobs, 2015; Rowan, Correnti ve Miller, 2002). Öğrenci başarısını etkileyen değişkenler üzerinde yapılan çalışmalarda farklı faktörlerin bu süreç üzerinde etkili olduğu ifade edilmiştir. Örneğin öğrencinin sosyoekonomik düzeyi (Guo, Marsh, Parker, Morin ve Yeung, 2015; Iizuka, Barrett, Gillies, Cook ve Marinovic, 2015; Sezer, 2016), öğretmenin profesyonellik düzeyi (McLaughlin ve Talbert, 2006), teknoloji entegrasyonu (Lei ve Zhao, 2007; Mouza, 2003), okul kültürü ve iklimi (MacNeil, Prater, ve Busch, 2009; Maslowsky, 2001), eğitim programı (McCaffrey, Hamilton, Stecher ve et all, 2001) ve sınıf iklimi (Ames ve Archer, 1988; Ames, 1992; Jones ve Jones, 2010; Martin, 2004) bu değişkenler içinde ele alınmaktadır. Öğrenme ve öğretme sürecinin etkili ve verimli bir şekilde yürütülmesinde yukarıda bahsi geçen faktörlerin iki şekilde etkisi olacağı söylenebilir. Bunların bir kısmı öğrenme sürecine doğrudan etki ederken diğerleri de bu etkiyi dolaylı yoldan göstermektedir. Bu bağlamda öğretmen ve öğrenci etkileşim süreci ve sınıf ikliminin değişkenlerini doğrudan etkili faktörler içinde ele almak mümkündür.

Öğrenme ve öğretme sürecinde hedef davranışların öğrenciye kazandırılmasında, öğretmen ve öğrenci etkileşiminin niteliği ve sınıf ikliminin oldukça önemli bir değişken olduğu vurgulanmaktadır (Abry, Rimm-Kaufman, Larsen ve Brewer, 2013; Hattie ve Timperley, 2007; Skipper ve Douglas, 2015). Öğretmenin bu süreç içinde öğrenci ile kuracağı iletişim türü, sınıf içinde etkinliklerdeki iletişim ve diyalog ortamı, öğretmenin öğrencilere yönelik davranışları genel olarak öğrencilerin derse dönük ilgi ve motivasyon düzeylerini etkilediği gibi, akademik başarı üzerinde de önemli düzeyde etki gösterdiği görülmektedir (Aktan ve Tezci, 2013; Christophel, 1990; DuFour ve Marzano, 2015; Fredricks, Blumenfeld ve Paris, 2004; Skinner ve Belmont, 1993; Wentzel ve Brophy, 2014; Urhahne, 2015; Sezer ve İşgör, 2010). Diğer bir ifade ile öğretmenin sınıf içinde kuracağı iletişim örgüsü ve öğrenme sürecini yönetmesi ve yönlendirmesinde kullandığı teknikler ile davranışlarının, öğrencilerin öğrenme sürecini önemli ölçüde etkilediği söylenebilir. Buda öğretmenlerin sınıf yönetiminde kullandıkları yaklaşımların veya stillerin belirlenmesini önemli hâle getirmektedir. Öğretmenlerin sınıf içinde öğrencilerle kurdukları iletişim ve ders içindeki davranışlarını genel olarak onların sınıf yönetimi stillerinin bir yansıması olarak ele almak mümkündür. Bu bağlam içinde sınıf yönetim stilini, öğretmenin sınıf içinde öğrencilerle kurduğu iletişim süreci ve öğrenme öğretme sürecinin etkili ve verimli bir şekilde yürütülmesinde kritik olan faktörlerin bir bileşkesi olarak ele almak gerekmektedir.

### Sınıf Yönetim Stilleri Ölçeği

Sınıf yönetimi bağlamında Türkçeye uyarlanan ölçeklerden biri de Bosworth (1997) tarafından geliştirilen Sınıf Yönetimi Stilleri Ölçeği'dir. Ölçek, John T. Santrock tarafından geliştirilen ebeveynlik stilleri ile ilgili ölçek çalışmasından Bosworth tarafından sınıf yönetimine uyarlanmıştır. Ölçeğin Türkçeye uyarlanması Ekici (2004) tarafından yapılmıştır. Ölçek toplam 12 madde ve dört alt boyuttan oluşmaktadır. Bosworth (1997) öğretmenlerin temelde dört sınıf yönetimi stiline sahip olduklarını ileri sürmektedir. Bu stiller sırasıyla baskıcı, yetkeci, serbest ve ilgisiz olarak verilmiştir (Bosworth, 1997). Baskıcı sınıf yönetim stilinde öğretmenin sınıf üzerinde net ve kesin bir egemenlik kurduğu söylenebilir. Bu stile sahip öğretmenler öğrencilerin sınıf kurallarına kesinkes uymalarını talep ederler ve kuralların uygulanmasında istisnalara sıcak bakmazlar. (Bosworth, 1997; Ekici, 2004). Yetkeci sınıf yönetim stili, sınıf yönetiminde öğrenci üzerinde kontrol uygulasa da bu kontrolün mantıksal nedenleri vardır. Bu yönetim stili benimseyen öğretmenler, sınıf içinde oluşturdukları kuralların nedenlerini öğrencilere açıklar. Bu öğretmenler için öğrencileri azarlamak doğru bir davranış değildir. Öğrencilerin yanlış davranışlarının kibarca uyarılması esastır. Sınıf iklimi genelde pozitifdir. Öğrencilerin eleştiri ve değerlendirmeleri öğretmen için önemlidir. (Bosworth, 1997; Ekici, 2004). Serbest sınıf yönetim stili Bosworth (1997a) tarafından belirlenen üçüncü yönetim stildir. Bu stile sahip olan öğretmenler öğrencilerin duygularına oldukça önem verirler ve onları asla incitmezler. (Bosworth, 1997; Ekici, 2004). İlgisiz sınıf yönetim stilinde ise öğretmenin sınıfta varlığı veya yokluğu belli değildir. Bir diğer ifadeye göre bu tarz bir yönetim stiline sahip öğretmenler için esas önemli olan öğretim değil sınıf içerisinde vakit geçirmektir. (Bosworth, 1997; Ekici, 2004).

Bosworth (1997) tarafından geliştirilen ve Ekici (2004) tarafından Türkçeye uyarlanan bu ölçek farklı çalışmalarda kullanılmıştır (Aluçdibi ve Ekici, 2012; Ekici, Aluçdibi ve Öztürk, 2012; Kurt, 2013; Yılmaz, 2011). Ölçeğin yapı geçerliliği ise Akman ve Umay (2007) tarafından yapılmıştır. Akman ve Umay (2007) tarafından yapılan çalışmada ölçeğin Açıklayıcı Faktör Analizi yapılarak faktör yapısı belirlenmiştir. Yapılan çalışmada ölçeğin beş faktörlü bir yapı gösterdiği belirlenmiştir. Bununla beraber bu çalışmada da ölçeği oluşturan maddelerin ayırt ediciliklerine ilişkin herhangi bir bulgu belirtilmemiştir. Bir ölçeğin sahip olması gereken en önemli özellikler içinde yapı geçerliliği, iç tutarlılık ve maddelerin ayırt edicilik gücü geldiği için (Messick, 1995), Sınıf Yönetim Stilleri Ölçeği'nin (SYSÖ) yapı geçerliliğinin araştırılması ve elde edilen modelin Doğrulayıcı Faktör Analizi ile uyumluluğunun test edilmesinin ölçeğin niteliğine

önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

## 2. Yöntem

### Araştırma Modeli

SYSÖ'nün geçerlik ve güvenilirliğini belirlemeye yönelik olarak yapılan bu çalışmada betimsel tarama yöntemi kullanılmıştır.

### Çalışma Grubu

Araştırmada örnekleme yöntemi olarak uygun örnekleme (convenient sampling) yöntemi kullanılmıştır (Fink, 2003). Sınıf Yönetimi Profili Ölçeği toplam 306 öğretmenden oluşan bir gruba uygulanmıştır. Öğretmenlerin %59.8'i (n=183) erkek, %40.2'si (n=123) kadındır. Öğretmenlerin yaşları 27-54 arasında değişmekte olup ortalaması 36.5, standart sapma değeri ise 5.78'dir. Öğretmenlerin kıdemleri ise sırasıyla 1-10 yıl (n=121 / %39.5); 11-20 yıl (n=148 / %48.4); 21-30 yıl (n=35 / %11.4); 31 yıl ve üstü (n= 2 / %0.7) olarak belirlenmiştir. Öğretmenlerin branş olarak dağılımı ise sınıf öğretmeni (n=53 / %17.3); branş öğretmeni (n=253 / %82.7) olarak gerçekleşmiştir.

### Veri Toplama Aracı

Araştırmada veri toplama aracı olarak Bosworth (1997a) tarafından geliştirilen Sınıf Yönetim Stili Ölçeği kullanılmıştır. Bunun dışında katılımcıların yaş, cinsiyet, branş ve kıdem gibi değişkenleri de demografik bilgi formu ile elde edilmiştir.

### Verilerin Analizi

Veri analizine başlamadan önce veri setinde hatalı girilen değerlerin olup olmadığı incelenmiştir. Hatalı olduğu belirlenen 18 form işleme alınmamıştır. Bu işlemin ardından kayıp değerlerin düzeyi araştırılmış, bu düzeyin de oldukça düşük olduğu tespit edilmiştir. Ölçekten alınan puanların normal dağılım özelliği gösterip göstermediğinin belirlenmesi için her bir maddeye ilişkin çarpıklık ve basıklık katsayıları incelenmiştir. Yapılan inceleme sonucunda maddelerin çarpıklık ve basıklık düzeylerinin anlamlı olduğu, yine Shapiro Wilk ve Kolmogorof-Smirnof testlerinin sonuçlarının .05 düzeyinde anlamlı olması dağılımın normallik varsayımını karşılamadığını göstermektedir. Literatürde normallik varsayımının karşılanmadığı durumlarda Doğrulayıcı Faktör Analizi için parametre kestiriminde Satorra Bentler Chi Square değerinin verilmesi gerektiği vurgulanmaktadır. Bu nedenden dolayı çalışmada Diagonally Weighted Least Square (DWLS) yöntemi uygulanmıştır. Açımlayıcı Faktör Analizi SPSS 21 programında yapılmıştır. Ölçeğin iç tutarlılığı için Cronbach Alpha katsayısı kullanılmıştır. Doğrulayıcı Faktör Analizi ise Lisrel 8.54 paket programı kullanılarak yapılmıştır. Madde analizi için üst ve alt %27'lik gruplar kullanılmış ve Bağımsız Örneklem t-Testi ile analiz yapılmıştır. Ölçeğin alt boyutlarının birbirleri ile ilişkisinin belirlenebilmesi amacıyla Pearson korelasyon katsayısı hesaplanmıştır.

## 3. Bulgular

### Dilsel Eşdeğerliliğe İlişkin Bulgular

Ölçeğin dilsel eş değerliliğinin belirlenebilmesi için 55 İngilizce öğretmenliği son sınıf öğrencisine uygulanmıştır. Uygulama 2 hafta ara ile gerçekleştirilmiştir. İlk uygulamada ölçeğin İngilizce formu verilmiş, 2 hafta sonra da ölçeğin Türkçe formu uygulanmıştır. Ölçeğin dilsel eşdeğerliliğine ilişkin Pearson korelasyon katsayıları Tablo 1'de sunulmuştur.

### Çizelge 1. SYSÖ Dilsel Eşdeğerliliğe İlişkin Pearson Korelasyon Değerleri

Madde No	r	Madde No	r
1	0.69	7	0.81
2	0.72	8	0.77
3	0.91	9	0.87
4	0.73	10	0.79
5	0.83	11	0.89
6	0.68	12	0.75

Çizelge 1 incelendiğinde dilsel eşdeğerlilik formları arasındaki korelasyon düzeylerinin 0.68 ile 0.91 arasında değiştiği görülmektedir. Elde edilen bu değerler doğrultusunda ölçeğin dilsel eşdeğerlilik özelliğine sahip olduğu söylenebilir. Ölçeğin önceki uyarlamalarında (Akman ve Umay, 2007; Ekici, 2004) dilsel eşdeğerliliğe ilişkin herhangi bir bulgu



rapor edilmediğinden, bu çalışmada elde edilen bulgular ile karşılaştırma yapılamamıştır.

### Madde Analizine İlişkin Bulgular

SYSÖ'nün madde analizinde sırasıyla düzeltilmiş madde-toplam korelasyonları ve alt-üst %27'lik grup karşılaştırmaları yapılmıştır. Tablo 2'de maddelere ait aritmetik ortalama, standart sapma, faktör yükleri, ortak varyans ve düzeltilmiş madde-toplam korelasyon katsayıları verilmiştir.

**Çizelge 2. Sınıf Yönetim Stilleri Ölçeği Aritmetik Ortalama, Standart Sapma, Faktör Yüğü, Düzeltilmiş Madde Toplam Korelasyonları (N= 306)**

Ölçek Maddeleri	$\bar{x}$	SD	Faktör Yüğü	Ortak Varyans	$r_{jx}$
1	3.64	1.28	.81	.67	.45
2	3.23	1.19	.76	.60	.33
3	3.46	1.27	.70	.61	.34
4	4.11	1.36	.79	.72	.63
5	3.37	1.37	.82	.68	.38
6	3.43	1.25	.82	.71	.42
7	4.16	1.41	.81	.74	.62
8	4.10	1.35	.80	.67	.62
9	3.67	1.29	.74	.70	.50
10	3.60	1.27	.81	.71	.49
11	3.73	1.37	.76	.76	.55
12	3.31	1.27	.74	.62	.38

Çizelge 2 incelendiğinde SYSÖ oluşturan maddelerin aritmetik ortalamalarının 3.23 ile 4.16 arasında değıştiğı görülmektedir. Ters madde kodlaması olmayan ölçeğin ortak varyansları ise .60 ve .76 arasında değışmektedir. Ortak varyansların yüksek olması verilerdeki farklılaşmayı açıklama noktasında ölçeğin maddelerinin iyi çalıştığı anlamına gelmektedir. Ölçekten elde edilen puanların düzeltilmiş madde toplam korelasyon deęerleri ise .38 ile .63 arasında değışmektedir. Büyüköztürk (2007) ve Şencan (2005) madde toplam korelasyon deęerlerinin .30'un üzerinde olması gerektiğini belirtmektedir. Bu bağlamda elde edilen deęerlerin yeterli olduęu söylenebilir. Ölçeğin maddelerinin ayırt edicilik güçlerinin belirlenmesi için %27 alt-üst gruplar analizi yapılmıştır. Analiz sonuçları Tablo 3'te verilmiştir.

**Çizelge 3. Sınıf Yönetim Stili Ölçeği Alt-Üst Grup t Deęerleri**

Madde No		$\bar{x}$	SD	Df	T
1	Alt Grup	1.94	0.73	164	30.484*
	Üst Grup	4.79	0.40		
2	Alt Grup	1.79	0.40	164	38.377*
	Üst Grup	4.51	0.50		
3	Alt Grup	1.91	0.56	164	33.508*
	Üst Grup	4.64	0.48		
4	Alt Grup	2.44	1.28	164	16.402*
	Üst Grup	4.73	0.44		
5	Alt Grup	1.66	0.47	164	43.086*
	Üst Grup	4.76	0.45		
6	Alt Grup	1.92	0.40	164	44.765*
	Üst Grup	4.78	0.41		
7	Alt Grup	2.36	1.25	164	16.719*
	Üst Grup	4.80	0.39		
8	Alt Grup	2.41	1.13	164	18.613*
	Üst Grup	4.85	0.35		
9	Alt Grup	2.04	0.59	164	36.104*
	Üst Grup	4.84	0.36		
10	Alt Grup	2.04	0.72	164	30.511*
	Üst Grup	4.81	0.38		
11	Alt Grup	1.89	0.83	164	28.772*
	Üst Grup	4.81	0.38		

Madde No		x	SD	Df	T
12	Alt Grup	1.70	0.47	164	39.560*
	Üst Grup	4.65	0.48		

$p < 0.01^*$

Tablo 3'te verilen değerler incelendiğinde t değerlerinin ( $p < 0.01$ ) düzeyinde anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bu bulgudan hareketle ölçeği oluşturan maddelerin ayırt edicilik güçlerinin yeterli düzeyde olduğu söylenebilir.

### Güvenirlilik

Ölçekten elde edilen ölçümlerin iç tutarlılığının belirlenebilmesi için Test Tekrar Test güvenirliliği, iç tutarlılık katsayısı için Cronbach Alfa katsayısı ve iki yarı güvenirliliği kullanılmıştır. Yine elde edilen ölçümler için Pearson korelasyon katsayıları da ayrıca incelenmiştir. Analiz sonuçları Tablo 4'te verilmiştir.

### Çizelge 4. SYSÖ Toplam ve Alt Boyutları için Test tekrar test, İç tutarlılık ve İki yarı Güvenirlilik Yöntemleriyle Hesaplanan Güvenirlilik Katsayıları

	Test Tekrar Test Güvenirliliği (15 Günlük Ara)	Test Tekrar Test Güvenirliliği (60 Günlük Ara)	İç Tutarlılık Katsayısı	Spearman Brown İki Yarı Güvenirliliği
Otoriter	.78**	.75**	.68	.69
Yetkeci	.73**	.70**	.70	.73
Serbest	.72**	.69**	.75	.69
İlgisiz	.71**	.65**	.76	.71
SYSÖ Genel	.75**	.70**	.82	.72

$p < 0.01^{**}$

Ölçeğin test tekrar test güvenirlilik uygulaması 120 öğretmen üzerinde yapılmıştır. Elde edilen ölçümlerin Pearson korelasyon katsayıları incelendiğinde ( $p < 0.01$ ) elde edilen değerlerin anlamlı olduğu görülmüştür. Ölçeğin alt boyutları içinde en yüksek iç tutarlılık düzeyinin (.76) ile ilgisiz alt boyutunda olduğu, en düşük korelasyon katsayısının ise (.68) ile otoriter alt boyutunda gerçekleşmiştir. Ölçeğin tamamı için belirlenen iç tutarlılık katsayısı ise .82'dir. Elde edilen bu değer ölçeğin iç tutarlılık açısından yeterli olduğuna karar verilmiştir (Nunnally ve Bernstein, 1994; Şencan, 2005). Tablo 5'te ise ölçeğin alt boyutları arasındaki korelasyonlar görülmektedir.

### Çizelge 5. SYSÖ Alt Boyutlar ve Toplam Puanlar Arasındaki Korelasyon Düzeyleri

Alt Boyutlar	Baskıcı	Yetkeci	Serbest	İlgisiz
Baskıcı	1.00	.28**	.32**	.28**
Yetkeci	.27**	1.00	.63	.34**
Serbest	.32**	.60**	1.00	.47**
İlgisiz	.26**	.34**	.47**	1.00
Toplam SYSÖ	.63**	.76**	.83**	.67**

$p < 0.01^{**}$

Çizelge 5 incelendiğinde alt boyutlar arasında en yüksek korelasyon düzeyi yetkeci stil ile serbest stil arasında (.63) ve en düşük korelasyon düzeyi de ilgisiz ve baskıcı stil (.26) arasında gerçekleşmiştir. Alt boyutlar ve toplam puan arasındaki korelasyon düzeyinin ise yüksek olduğu görülmektedir. Ölçeği oluşturan alt boyutlar arasındaki korelasyon düzeylerinin düşük ve orta düzeyde değerler alması ölçeğin tek boyutlu bir yapı göstermediğinin işaretidir (Şencan, 2005). Diğer taraftan ölçeğin alt boyutları ile ölçeğin geneli arasındaki korelasyon düzeylerinin ortanın üstü ve yüksek olması alt boyutların aynı yapıyı ölçütlerinin bir göstergesi olarak alınabilir. Bu bağlamda elde edilen bu sonucun teyidi için ölçek alt boyutları ortalamalarının arasındaki farkın anlamlılığı da test edilmiştir. Bağımlı grup t-testine ilişkin sonuçlar Çizelge 6'da sunulmuştur.

### Çizelge 6. SYSÖ Alt Boyutlarına İlişkin Bağımlı Gruplar t-Testi Sonuçları

	Aritmetik Ortalamalar Arasındaki Fark	t Değeri
Otoriter-Yetkeci	.66	3,59**
Otoriter-Serbest	-1.47	-8.69**
Otoriter-İlgisiz	-.41	-2.40**
Yetkeci-Serbest	.87	-6.40**

	Aritmetik Ortalamalar Arasındaki Fark	t Değeri
Yetkeci-İlgisiz	.19	1.17**
İlgisiz-Serbest	1.06	6.77**

$p < 0.01$ \*\*

Tablo 6’da sunulan değerler incelendiğinde Tablo 5’teki sonuçların doğrulandığı görülmektedir. Elde edilen t değerlerinin hepsinin anlamlı olması ölçeği oluşturan alt boyutların ayrı birer yapıyı ölçtüğünü gösterdiği söylenebilir.

### Geçerlik Çalışmasına İlişkin Bulgular

SYSÖ geçerlik çalışması iki aşamada gerçekleştirilmiştir. Geçerlik çalışmasının ilk aşamasında Açıklayıcı Faktör Analizi yapılmış ve orijinali beş faktörlü ölçeğin faktör yapısı doğrulanmıştır. Bu uygulama SPSS 21 paket programında yapılmıştır. Ölçeğin Doğrulayıcı Faktör Analizi ise Lisrel 8.54 programında yapılmıştır.

### Açıklayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular

Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) için ilk olarak KMO sonuçları incelenmiştir. Elde edilen KMO sonucu .80 bulunmuştur. Bu sonuç ölçekten elde edilen verilere faktör analizi yapılması için uygunluk düzeyinin yeterli olduğunu belirtmektedir. Bartlett Küresellik Testi ise (Chi Square 1172.870  $p = 0.00$ ) anlamlı bulunmuştur. Bu iki veriden elde edilen sonuca göre faktör analizinin uygun olduğuna karar verilmiştir. Temel Bileşenler Analizi ve Varimax rotasyonu uygulanan analizin sonuçları Çizelge 7’de verilmiştir.

### Çizelge 7. Sınıf Yönetimi Profili Ölçeği AFA Sonuçları

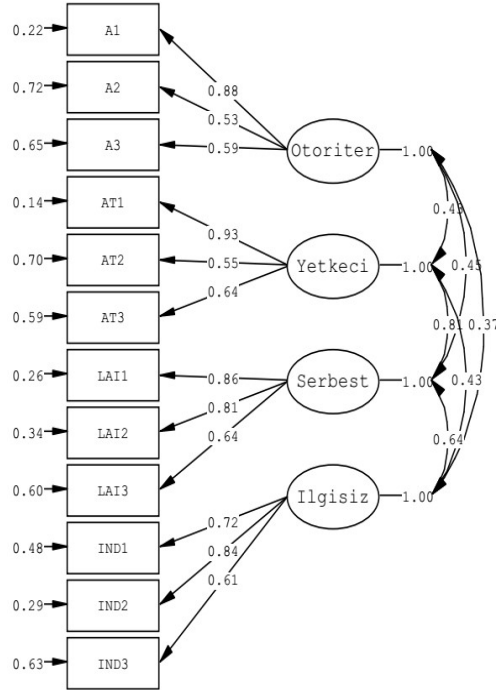
Maddeler	Faktör 1	Faktör 2	Faktör 3	Faktör 4	Ortak Faktör Varyansı
M1	.80				.67
M2	.76				.60
M3	.69				.61
M4		.79			.72
M5		.82			.68
M6		.82			.71
M7			.81		.74
M8			.80		.67
M9			.84		.70
M10				.81	.71
M11				.86	.71
M12				.84	.62
Özdeğer	3.665	1.758	1.510	1.069	
Açıklanan Varyans	30.54	14.65	12.58	8.91	
Açıklanan Toplam Varyans	66.686				

Ölçek geliştirme veya uyarlama çalışmalarında yapılan AFA uygulamalarında bir maddenin bir faktör altında yer alabilmesi için faktör yükünün en az .40 olması gerektiği vurgulanmaktadır (DeVellis, 2003; Field, 2005). Tablo 7’de yer alan değerler incelendiğinde birinci alt boyutta yer alan maddelerin faktör yükleri .80 ile .69 arasında; ikinci alt boyutta yer alan maddelerin faktör yükleri .79 ile .82 arasında; üçüncü alt boyutta yer alan maddelerin faktör yükleri .81 ile .84 arasında ve son alt boyutta yer alan maddelerin faktör yükleri .81 ile .84 arasında değişim göstermektedir. Tüm faktörlerin açıkladığı toplam varyans %66.68 olarak belirlenmiştir.

### Doğrulayıcı Faktör Analizine İlişkin Bulgular

Dört faktörlü ölçme aracına DFA uygulanabilmesi için literatürde bazı ön koşulların sınanması gerektiği vurgulanmaktadır. Bu ön koşullar içinde eksik değerler ve çoklu doğrusal bağlantılılık varsayımları yer almaktadır (Ullman, 2001). Bu bağlamda veri setindeki eksik değerler frekans tablosu aracılığı ile incelenmiş ve veri setinde herhangi bir sorun olmadığı görülmüştür. Çoklu bağlantılılık olup olmadığı ise korelasyon düzeyleri aracılığı ile incelenmiştir (Gujarati, 1995; Kleinbaum, Lawrence ve Muller, 1988). Alt boyutlar arasındaki ve maddelerin birbirleriyle korelasyon düzeyleri arasındaki ilişki miktarının .60-.80 arasında olması istenen bir durumdur (Kline, 2005). Yapılan incelemede maddelerin birbirleriyle olan korelasyon düzeyleri ve alt boyutlar arasındaki korelasyon düzeylerinin istenilen sınırlar arasında olduğu görülmüş ve bu durum çoklu doğrusal bağlantılılığın olmadığı şeklinde yorumlanmıştır. Doğrusal bağlantılı ile ilgili bir diğer incelemede Varyans Şişirme Faktörü (VIF) hesabıdır. VIF değeri büyüdükçe değişkenler arasın-

daki çoklu doğrusal bağlantı o derecede artar. Genelde VIF değeri 10 üzerinde olduğunda o değişkenler arasında çoklu bağlantının olduğu kabul edilmektedir. VIF değerleri 1.149 ile 1.829 arasında değişmektedir. Yine tolerans değerleri ise .547 ve .805 arasında değişmektedir. Elde edilen bu değerlerden hareketle veri setinde çoklu doğrusal bağlantı olmadığı kararı verilmiştir. DFA uygulamasında hangi metodun kullanılacağına belirlenmesinde ise veri setinin basıklık ve çarpıklık durumu incelenmiştir. Yapılan incelemede veri setinin normal dağılmadığı görülmüştür. Böyle durumlarda Satorra Bentler Chi square değerinin hesaplanması gerekmektedir (Bentler, 1995; Satorra ve Bentler, 1994). Çalışmada metod olarak DWLS kullanılmış ve sırasıyla  $S-Bx^2/sd$ ,  $RMSEA$ ,  $CFI$ ,  $GFI$  ve  $NNFI$  indeksleri hesaplanmıştır. Modelin veriye yeterli/kabul edilebilir düzeyde uyum sergilediğinin kabul edilebilmesi için ilgili indeks değerlerinin  $S-Bx^2/sd \leq 5$  (Sümer, 2000),  $RMSEA \leq .08$  (McDonald ve Moon-Ho, 2002),  $CFI \geq .95$  (Hu ve Bentler, 1999),  $GFI > .90$  (Jöreskog ve Sörbom, 1993) ve  $NNFI \geq .95$  (Hu ve Bentler, 1999) verilen değerlerde olması niteliği aranmıştır. DFA ilişkin standardize edilmiş katsayıları gösteren Path diyagramı Şekil 1’de verilmiştir.



**Şekil 1** SYSÖ’nün 12 Maddelik Türkçe Formuna İlişkin Standardize Edilmiş Katsayıları Gösteren Path Diyagramı

Path diyagramı incelendiğinde alt boyutların birbirleri ile olan korelasyon düzeyleri .37 ile .81 arasında değiştiği ve her bir alt boyutun faktör yükleri ve hata varyanslarının kabul edilebilir sınırlar içinde yer aldığı görülmektedir. DFA uygulamasında hata varyanslarının düşük ve faktör yüklerinin yüksek olması modelin uyumluluğunu göstermesi açısından önemlidir. Bununla birlikte modelin daha net bir şekilde yorumlanabilmesi için uyumluluk indekslerinin de hesaba katılması gereklidir. DFA sonucunda elde edilen uyum indeksleri  $S-Bx^2/sd = 115.05 / 48 (2.39) p=0.00$ ;  $RMSEA = .068$ ;  $CFI = 1.00$ ;  $GFI = .99$  ve  $NNFI = 1.00$  olarak bulunmuştur.  $S-Bx^2/sd$  değerinin  $2.39 < 3$  düzeyinde olması mükemmel düzeyde uyuma işaret etmektedir. Yine CFI, GFI ve NNFI indeksleri üst düzeyde uyumu göstermektedir. RMSEA değerinin .05’ten küçük olması mükemmel düzeyde uyumu gösterirken .08’den küçük olması ise kabul edilebilir düzeye işaret etmektedir (McDonald ve Moon-Ho, 2002). Elde edilen sonuçlara dayanarak test edilen modelin geçerli bir model olduğu söylenebilir. DFA analizinin yanında ölçme aracının maddeler düzeyinde açıkladığı varyans düzeyleri de ( $R^2$ ) hesaplanmıştır. Buna göre Otoriter Sınıf Yönetim Stili .28 ile .78; Yetkeci Sınıf Yönetim Stili .30 ile .86; Serbest Sınıf Yönetim Stili .40 ile .74; İlgisiz Sınıf Yönetim Stili ise .37 ile .71 arasında değişmektedir. Bollen (1989)  $R^2$  değeri için .49 ve yukarı değerlerin kabul edilebilir bir güvenilirliğe sahip olduğunu ifade etmektedir. Bu bağlamda ölçüğü oluşturan on iki madde içinde ( $M2 = .28$ ;  $M3 = .35$ ;  $M5 = .30$ ;  $M6 = .41$ ;  $M9 = .40$ ;  $M12 = .37$ ) altı maddenin bu değerlerin altında değer aldığı, kalan altı maddenin ise bu değerlerin üzerinde değerler aldığı görülmüştür.

#### 4. Sonuç

John T. Santrock tarafından geliştirilen ebeveynlik stilleri ölçeğinden Bosworth tarafından sınıf yönetimine uyarlanan Sınıf Yönetim Stilleri Ölçeği öğretmenlerin sınıf içinde uyguladıkları öğretime yönelik davranışları dikkate alarak



onların sınıf yönetim stillerini belirlemede kullanılan bir ölçektir. Ölçeğin dört alt boyuttan ve on iki maddeden oluşan formunun Türkçeye ilk uyarlaması Ekici (2004) tarafından yapılmıştır. Ölçeğin bu ilk uyarlama çalışmasında ölçeğin yapı geçerliliğine ilişkin herhangi bir bulgunun olmadığı ve daha sonra bu ölçeği kullanan çalışmalarda da ölçeğin yapı geçerliliğine ilişkin herhangi bir bulgunun rapor edilmediği görüldüğü için ölçeğin yapı geçerliliğinin araştırılmasına karar verilmiştir.

Ölçeğin dilsel eş değerlilik çalışmalarını takiben ölçeğin esas uygulaması yapılmıştır. Bu bağlamda ilk olarak ölçeğin güvenilirliği araştırılmış daha sonra geçerlilik için AFA ve DFA yapılmıştır. Ölçekten elde edilen puanların iç tutarlılığı Cronbach Alpha katsayısı ile belirlenmiştir. Yapılan incelemede ölçeğin alt boyutlarının .69 ile .71 arasında değiştiği ve ölçeğin genelinin Alpha katsayısının .82 olarak bulunmuştur. Elde edilen bu değerlerin yanında Spearman Brown katsayısı da hesaplanmıştır. Spearman Brown iki yarı güvenilirliği ise .72 düzeyinde bulunmuştur. Ekici (2004) tarafından yapılan çalışmada ölçeğin alt boyutları arasındaki güvenilirlik katsayısı .78 ile .84 arasında değiştiği, ölçeğin geneline ilişkin iç tutarlılık katsayısının ise .87 olduğu rapor edilmiştir. Yine Kurt (2013) tarafından yapılan farklı bir çalışmada Ekici tarafından uyarlanan form kullanılmış ve ölçeğin iç tutarlılığı .87 olarak rapor edilmiştir. Ekici, Aluçdibi ve Öztürk (2012) ise ölçeğin geneline ilişkin iç tutarlılık katsayısını .68 olarak rapor etmişlerdir. Önceki çalışmaların elde ettikleri güvenilirlik düzeyi ile karşılaştırıldığında ölçekten elde edilen puanların iç tutarlılık düzeylerinin birbirlerine oldukça yakın olduğu görülmektedir.

Ölçeğin yapı geçerliliğine ilişkin tek çalışma Akman ve Umay (2007) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada ölçek beş faktörlü çıkmasına karşın madde analizine ilişkin herhangi bir bulgu rapor edilmemiştir. Bu bağlamda ölçeğin yapı geçerliliğinin, madde ayırt ediciliği ve doğrulayıcı faktör analizi ile incelenmesinin ölçeğin nitelik açısından geliştirilmesine katkı sağlayacağı ileri sürülebilir. Bu nedenle, ölçeğin yapı geçerliliğinin araştırılması iki aşamada gerçekleşmiştir. İlk aşamada Açıklayıcı Faktör Analizi (AFA) yapılmış daha sonra elde edilen modelin uyumluluğunun test edilmesi için Doğrulayıcı Faktör Analizi (DFA) uygulanmıştır. AFA sonuçları on iki maddelik ölçeğin dört faktör altında toplandığını ve faktör yüklerinin .760 ile .865 arasında değiştiğini ve açıklanan toplam varyansın %66.68 olduğu belirlenmiştir. Faktör yüklerinin yüksek olması ve açıklanan varyansın orta düzeyin üzerinde olduğu dikkate alındığında ölçeğin yapı geçerliliğinin iyi bir düzeyde olduğu söylenebilir. DFA analizinde elde edilen sonuçlar irdelendiğinde ise ölçeğin faktör yüklerinin yüksek ve hata varyanslarının düşük olduğu görülmüştür. Uyum indeksleri ise mükemmel düzeyde uyumu göstermektedir. Diğer taraftan gözlenen değişkenlerin ait oldukları örtük değişkenleri açıklama oranını gösteren  $R^2$  değerleri de hesaplanmıştır. Elde edilen değerler Bollen (1989) tarafından önerilen  $R^2 > .49$  ile karşılaştırıldığında altı maddenin bu değerlerin altında kaldığı görülmüştür. Bununla birlikte bu maddelerin madde analizi sonuçları, AFA ve DFA değerleri dikkate alındığında bu maddelerin ölçekten çıkarılmamasına karar verilmiştir. Ölçeğin az maddeden oluşması, cevaplamasının kolay olması ve puanlamanın pratikliği nedeni ile sınıf yönetimi araştırmalarında etkili bir biçimde kullanılabileceği düşünülmektedir.

## 5. Kaynakça

- Abry, T., Rimm-Kaufman, S.E., Larsen, R.A. & Brewer, A.J. (2013). The Influence Of Fidelity Of Implementation On Teacher-Student Interaction Quality In The Context Of A Randomized Controlled Trial Of The Responsive Classroom Approach. *Journal of School Psychology*, 51, 437-453. doi:10.1016/j.jsp.2013.03.001.
- Akman, B. & Umay, A. (2007). Öğretmenlerinin Sınıf Yönetimi Profillerine Yönelik Bir Ölçek Uyarlama Çalışması. Uluslararası Öğretmen Yetiştirme ve Sorunları Sempozyumu, 12-14 Mayıs 2007 Bakü: Azerbaycan.
- Aktan, S., Tezci, E. (2013). Matematikte Öz Düzenleyici Öğrenme Stratejileri Ölçeğinin Geçerlik Ve Güvenilirlik Çalışması. *e-Journal of New World Sciences Academy*, 8(1), 46-62.
- Aluçdibi, F. & Ekici, G. (2012). Ortaöğretim Öğrencilerinin Biyoloji Dersi Motivasyon Düzeylerine Biyoloji Öğretmenlerinin Sınıf Yönetimi Profillerinin Etkisi. *Hacettepe Üniversitesi Eğitim Fakültesi Dergisi*, 43, 25-36.
- Ames, C. (1992). Classrooms: Goals, Structures, And Student Motivation. *Journal of Educational Psychology*, 84(3), 261-271. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.84.3.261>.
- Ames, C. & Archer, J. (1988). Achievement Goals in The Classroom: Students' Learning Strategies And Motivation Processes. *Journal of Educational Psychology*, 80(3), 260-267. <http://dx.doi.org/10.1037/0022-0663.80.3.260>.
- Belson, S. I. & Husted, T. A. (2015). Impact of National Board for the Professional Teaching Standards Certification on Student Achievement. *Education Policy Analysis Archives*, 23(91). <http://dx.doi.org/10.14507/epaa.v23.2074>.
- Bentler, P. M. (1995). EQS Structural Equations Program Manual. Encino, CA: Multivariate Software.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural Equations With Latent Variables*. Canada: Wiley & Sons, Inc.
- Bosworth, B. (1997). What is Your Classroom Management Profile? Teacher Talk-A Publication For Secondary Education Teachers, 1(2). Retrieved January 30, 2016, from <http://protectiveschools.org/drugstats/tt/v1i2/table.html>.

- Büyüköztürk, Ş. (2007). *Sosyal Bilimler İçin Veri Analizi El Kitabı*. Ankara: Pegem A Yayıncılık.
- Büyüköztürk, Ş., Çakmak, E.K., Akgün Ö.E., Karadeniz, Ş. & Demirel, F. (2016). *Bilimsel Araştırma Yöntemleri*. (20. Baskı). Ankara: Pegem Akademi.
- Christophel, D. M. (1990). The Relationships Among Teacher Immediacy Behaviors, Student Motivation, and Learning. *Communication Education*, 39(4), 323-340.
- DeVellis, R. (2003). *Scale development: Theory and Applications* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Doyle, W. (1990). Classroom Management Techniques. In Oliver C. Moles (Ed.), *Student Discipline Strategies: Research and practice*. New York: State University of New York Press. pp.113-127.
- DuFour, R. & Marzano, R.J. (2015). *Leaders of Learning: How District, School, And Classroom Leaders Improve Student Achievement*. Solution Tree Press.
- Ekici, G. (2004). İlköğretim I. Kademe Öğretmenlerinin Sınıf Yönetimi Profillerinin Değerlendirilmesi. *Eğitim ve Bilim*, 131, 50-60.
- Ekici, G., Aluçdibi, F. & Öztürk, N. (2012). Biyoloji Öğretmenlerinin Sınıf Yönetimi Profillerinin Cinsiyet ve Kıdem Değişkenleri Açısından İncelenmesi. *Dicle Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*. 4 (8), 13-30.
- Field, A. (2009). *Discovering Statistics Using SPSS*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Fink, A. (2003). *How to Sample in Surveys* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Fredricks, J.A., Blumenfeld, P.C. & Paris, A.H. (2004). School Engagement: Potential Of The Concept, State Of The Evidence. *Review of educational research*, 74(1), 59-109.
- Gujarati, D. N. (1995). *Basic Econometrics*, (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Guo, J., Marsh, H.W., Parker, P.D., Morin, A.J. & Yeung, A.S. (2015). Expectancy-Value in Mathematics, Gender And Socioeconomic Background As Predictors Of Achievement and Aspirations: A Multi-Cohort Study. *Learning and Individual Differences*, 37, 161-168.
- Hanushek, E. A., Kain, J. F., Markman, J. M. & Rivkin, S. G. (2003). Does Peer Ability Affect Student Achievement?. *Journal of Applied Econometrics*, 18(5), 527-544.
- Hattie, J. & Timperley, H. (2007). The Power Of Feedback. *Review of Educational Research*, 77, 81-112. doi:10.3102/003465430298487.
- Hooper, D., Coughlan, J. & Mullen, M.R. (2008). Structural Equation Modelling: Guidelines For Determining Model Fit. *Electronic Journal of Business Research Methods*, 6(1), 53-60.
- Hu, L. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff Criteria For Fit Indexes In Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1-55. doi:10.1080/10705519909540118.
- Hutcheson, G. & Sofroniou, N. (1999). *The Multivariate Social Scientist: Introductory Statistics Using Generalized Linear Models*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Iizuka, C. A., Barrett, P. M., Gillies, R., Cook, C. R. & Marinovic, W. (2015). Preliminary Evaluation Of The Friends For Life Program On Students' And Teachers' Emotional States For A School In A Low Socio-Economic Status Area. *Australian Journal of Teacher Education (Online)*, 40(3), 1-20.
- Jones, V. & Jones, L. (2010). *Comprehensive Classroom Management* (9th ed.). Upper Saddle River, NJ: Merrill.
- Kaiser, H. F. (1974). An Index of Factorial Simplicity. *Psychometrika*, 39 (1), 31-36.
- Kleinbaum D. G., Lawrence L. K. & Muller. K. E. (1988). *Applied Regression Analysis And Other Multivariable Methods*, New Jersey: Duxbury Press.
- Kline, P. (1994). *An Easy Guide To Factor Analysis*. New York: Routledge.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and Practice Of Structural Equation Modeling* (2nd ed.). New York: The Guilford Press.
- Koellner, K. & Jacobs, J. (2015). Distinguishing Models Of Professional Development: The Case Of An Adaptive Model's Impact On Teachers' Knowledge, Instruction, And Student Achievement. *Journal of Teacher Education*, 66(1), 51-67. doi:10.1177/0022487114549599.
- Kurt, H. (2013). Biyoloji Öğretmenlerinin Öğrenci Başarısından Sorumluluk Algılarının Sınıf Yönetimi Profillerine Göre Analizi. *Turkish Studies - International Periodical for The Languages, Literature and History of Turkish or Turkic*. 8 (6). 473-490.
- Lei, J. & Zhao, Y. (2007). Technology Uses And Student Achievement: A Longitudinal Study. *Computers ve Education*, 49(2), 284-296.
- MacCallum, R.C., Widaman, K.F., Preacher, K.J. & Hong S. (2001). Sample Size In Factor Analysis: The Role Of Model Error. *Multivariate Behavioral Research*, 36, 611-637.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S. & Hong S. (1999). Sample Size In Factor Analysis. *Psychological Methods*, 4, 84-99.

- Macneil, A.J., Prater, D.L. & Busch, S. (2009). The Effects of School Culture And Climate On Student Achievement. *International Journal of Leadership in Education*, 12(1), 73–84.
- Martin, S.D. (2004). Finding Balance: Impact of Classroom Management Conceptions On Developing Teacher Practice. *Teaching and Teacher Education*, 20(5), 405-422.
- Maslowski, R. (2001). *School Culture And School Performance: An Explorative Study Into The Organizational Culture Of Secondary Schools And Their Effects*. Twente: Twente University Press.
- Mccaffrey, D.F., Hamilton, L.S., Stecher, B.M., Klein, S P., Bugliari, D. & Robyn, A. (2001). Interactions Among Instructional Practices, Curriculum, And Student Achievement: The Case Of Standards-Based High School Mathematics. *Journal For Research in Mathematics Education*, 32,(5),493-517. Doi: 10.2307/749803.
- Mcdonald, R.P. & Ho, M.H.R. (2002). Principles And Practice İn Reporting Structural Equation Analyses. *Psychological Methods*, 7(1), 64.
- Mclaughlin, M.W. & Talbert, J.E. (2006). *Building School-Based Teacher Learning Communities: Professional Strategies To Improve Student Achievement (Vol. 45)*. Teachers College Press.
- Messick, S. (1995). Validity of Psychological Assessment: Validation Of İnferences From Persons' Responses And Performances As Scientific Inquiry into Score Meaning. *American Psychologist*, 50, 741–749.
- Mouza, C. (2003). Learning To Teach With New Technology: Implications For Professional Development. *Journal Of Research On Technology in Education*, 35(2), 272–289.
- Munro, B.H. (2005). *Statistical Methods For Health Care Research*. Philadelphia: Lippincott Williams ve Wilkins.
- Nunnally, J. C. & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric Theory (3rd ed.)*. New York: McGraw-Hill.
- Pallant, J. (2005). *SPSS survival manual: A Step By Step Guide to Data Analysis Using SPSS for Windows*. NSW: AllenveUnwin.
- Pett, M.A., Lackey, N.R. & Sullivan, J.J. (2003). *Making Sense Of Factor Analysis: The Use Of Factor Analysis For Instrument Development in Health Care Research*. CA: Sage Publications.
- Rowan, B., Correnti, R. & Miller, R. (2002). What Large-Scale Survey Research Tells Us About Teacher Effects On Student Achievement: Insights From The Prospects Study Of Elementary Schools. *The Teachers College Record*, 104(8), 1525-1567.
- Satorra, A. & Bentler, P.M. (1994). Corrections to Test Statistics And Standard Errors İn Covariance Structure Analysis. In AlexanderVon Eye ve C. C. Clogg (Eds.), *Latent variable analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Seiz, J., Voss, T. & Kunter, M. (2015). When Knowing is Not Enough–The Relevance Of Teachers' Cognitive And Emotional Resources For Classroom Management. *Frontline Learning Research*, 3(1), 54-75.
- Sezer, F. (2016). Öğrenci Gözüyle Başarısızlığının Nedenleri. *Journal Of Human Sciences*, 13(3), 4818-4830. Doi:10.14687/Jhs.V13i3.4157
- Sezer, F., & İşgör, İ.Y. (2010). İlköğretim ve Ortaöğretim Kurumlarındaki Öğrencilerin Problem Alanlarının Tespiti (Erzurum ili örneği). *Millî Eğitim Dergisi*, 39(186), 235-248.
- Skinner, E.A. & Belmont, M. J. (1993). Motivation in The Classroom: Reciprocal Effects Of Teacher Behavior And Student Engagement Across The School Year. *Journal of Educational Psychology*, 85(4), 571-581.
- Skipper, Y. & Douglas, K. (2015). The Influence of Teacher Feedback On Children's Perceptions Of Student–Teacher Relationships. *British Journal of Educational Psychology*, 85 (3). 276-288. doi: 10.1111/bjep.12070.
- Sümer, N. (2000). Yapısal eşitlik modelleri: Temel kavramlar ve örnek uygulamalar. *Türk Psikoloji Yazıları*, 3(6), 49-74.
- Şencan, H. (2005). *Sosyal ve Davranışsal Ölçümlerde Güvenilirlik ve Geçerlilik*. Ankara: Seçkin Yayınları.
- Şimşek Ö.F. (2007). *Yapısal Eşitlik Modellemesine Giriş, Temel İlkeler ve Lisrel Uygulamaları*. Ankara: Ekinoks.
- Thompson, B. (2004). *Exploratory and Confirmatory Factor Analysis: Understanding Concepts And Applications*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Ullman, J. B. (2001). Structural Equation Modeling. In B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (Eds.), *Using Multivariate Statistics (4th ed.)* (pp. 653-771). Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Urhahne, D. (2015). Teacher Behavior As A Mediator Of The Relationship Between Teacher Judgment and Students' Motivation and Emotion. *Teaching and Teacher Education*, 45, 73-82.
- Wang, J. & Wang, X. (2012). *Structural Equation Modeling: Applications Using Mplus: Methods and Applications*. West Sussex: John Wiley & Sons.
- Wentzel, K.R. & Brophy, J. E. (2014). *Motivating Students to Learn*. New York: Routledge.
- Yılmaz, K. (2011). İlköğretim Okulu Öğretmenlerinin Sınıf Yönetimi Tarzları ile Demokratik Değerlere İlişkin Görüşleri Arasındaki İlişki. *Değerler Eğitimi Dergisi*, 9 (21), 147-170.